



저작자표시 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#) 

경제학석사 학위논문

한국의 세대 내 소득불평등도의
구조-세대 간 소득이동성 연계

2013 년 2 월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

현 은 주

한국의 세대 내 소득불평등도의 구조-세대 간 소득이동성 연계

지도교수 김 봉 근

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.
2012 년 10 월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
현 은 주

현은주의 석사 학위논문을 인준함.
2012 년 12 월

위 원 장 _____ 이 철 희 (인)

부위원장 _____ 김 봉 근 (인)

위 원 _____ 조 성 진 (인)

국문초록

본 연구에서는 부모세대의 소득불평등도의 구조 추정을 통해 세대 간 소득 이동성 추정 시 발생하는 측정오차를 보정함으로써 소득불평등과 세대 간 소득이동성을 연계하였다. 구체적으로 Solon(1992)연구의 세대 간 소득 탄력성 추정 과정에서 세대 내 소득 불평등의 구조를 사용함으로써 두 지표를 연계하였다. 소득 불평등도의 구조는 부모세대의 영구적인 조건인 연령, 성별, 학력, 직종, 종사상 지위에 대해 단 년도 소득을 회귀하여 항상 소득을 구하고 이 항상 소득의 분산을 단 년도 소득의 분산으로 나누어 추정하였다.

실증 분석을 위해 KLIPS자료로 만 20세 이상 임금 근로자와 비 임금 근로자 중에서 부모세대와 자녀세대 조합을 구성하고 소득은 단 년도 소득과 부모세대의 3개년 평균소득, 전체 12개년 패널 소득 자료를 사용하였다. 부모세대의 3개년 평균소득과 전체 12개년 패널 소득 자료를 사용하여 측정오차를 단 년도 소득보다 감소시킬 수 있었으며 이 소득 자료를 통해 추정한 소득불평등도의 구조는 약 0.4 근방의 값을 가졌다. 소득 불평등도의 구조의 변화 즉 민감도 분석을 위해 항상 소득의 분산, 임시 소득의 분산 및 단 년도 소득의 분산변화를 살펴 본 바 임시소득의 분산의 변화가 소득 불평등도의 구조의 민감도에 더 많은 영향을 미쳤다. 또 임시소득의 분산과 소득 불평등도의 구조 및 거시 변수 간 상관관계의 분석에서 임시 소득의 분산과 거시 변수 중 하나인 실업률의 상관관계가 음의 상관관계로 나타났다. 한편 12개년 패널 소득 자료에 대한 소득 불평등도의 구조를 통해 보정된 세대 간 소득탄력성 추정치는 0.35근방으로 기존의 추정치와 유사한 값으로 부모 자녀간의 낮은 세대 간 소득이동성을 확인할 수 있었다.

주요어 : 세대 내 소득불평등도의 구조, 항상 소득, 세대 간 소득이동성

학 번 : 2011-20200

목 차

제 1 장 서론	1
제 2 장 소득불평등도의 구조 유도	5
제 1 절 세대 간 소득탄력성 추정방정식	5
제 2 절 하향편의와 소득 불평등의 구조	7
제 3 장 실증분석	9
제 1 절 자료	9
제 2 절 실증분석결과	12
1. 소득불평등도의 구조	12
2. 소득불평등도의 구조의 민감도 분석 및 거시변수 추세 비교	15
3. 소득불평등도의 구조와 세대 간 소득탄력성 추정	17
제 4 장 결론	19
참고문헌	20
Abstract	23

표 목 차

[표 1] 기술통계량	10
[표 2] 소득불평등도의 구조 비교	13
[표 3] 소득불평등도의 구조 Decomposition	14
[표 4] 소득불평등도의 구조, 소득의 분산 변화 및 거시변수 추세 비교	15
[표 5] 변수 간 상관계수 비교	17
[표 6] 소득불평등도의 구조를 통한 보정치, 단 년도 소득탄력성 비교	18

그 립 목 차

[그림 1] 소득 분산의 추세	16
------------------------	----

제 1 장 서론

소득 불평등의 지표는 횡단면 지표와 종단면 지표로 구별된다.(Shorrocks, 1978) 횡단면 지표가 한 시점의 소득 분포 내 개인 간 소득격차를 의미한다면 종단면 지표는 연속하는 기간 내 소득 분포상의 위치 변화를 의미한다.

소득 불평등의 횡단면 지표 측정 방법으로 지니 계수, 로그 소득의 분산 등이 있다. 횡단면 지표에 관한 연구인 Fields&Yoo(2000)에서는 한국의 1986년과 1993년의 노동임금 자료를 통해 각 년도의 소득불평등 수준 및 변화를 분석하였으며 소득 불평등의 변화에 미치는 교육, 성별, 직업 등과 같이 개인의 소득을 결정하는 요소들로 분해하였다. 또 Bourguignon et al.(2007)과 Checchi et al.(2010)에서는 각각 브라질과 유럽 25개국의 소득 자료를 통해 소득불평등의 정도와 소득 불평등의 공정성을 측정하였다. Bourguignon et al.(2007)는 개인의 조건을 성별 혹은 인종과 같은 타고난 조건의 변수와 노력 변수로 나누고 노력에 따른 소득 불평등이 타고난 조건으로부터의 소득 불평등보다 더욱 공정한 소득 불평등 의미로 보았다. 실증 결과에 따르면 1996년 브라질의 자료에서 부모의 교육이 소득 불평등의 중요한 요인이었다. Checchi et al.(2010)에서는 소득 불평등, 기회의 불평등의 정도와 사회 내 교육시설기반과 기회의 불평등의 관계를 살펴보고 기회의 평등에 대해 개인의 타고난 조건과 상관없이 모두에게 기회가 동일한 것으로 보는 사전적 접근과 개인 간 동일한 노력으로 같은 소득을 얻게 되는 것으로 보는 사후적 접근으로 나누었다. 국내의 윤정열·홍기석(2012)의 연구에서는 개인의 조건을 앞서 밝힌 연구와 유사한 의미에서 초기조건과 후기조건으로 나누고 각 요인이 한국의 1998년부터 2008년간의 소득 분배(횡단면지표) 및 세대 내 소

득이동성(종단면 지표)에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 이 연구에서는 초기조건을 학력, 성별, 연령과 같이 근로시장 진입이전에 획득되어 유지되는 조건으로, 후기조건을 근로시장 진입이후의 작업 성과와 같이 기간마다 달라지는 조건으로 정의하였다. 이 연구에 따르면 연령 구조의 변화가 소득분배의 지표에 중요한 영향을 미쳤으며 학력에 의한 개인 간 소득 격차는 시간에 따라 감소하였다.

이와 같이 횡단면 지표를 통한 소득 불평등에 관한 기존의 선행연구에서는 각 국의 소득 불평등측정 뿐만 아니라 소득불평등에 미치는 요소를 개인의 타고난 조건과 그렇지 않은 조건으로 나누고 각 조건에 따른 소득불평등에 대해서도 측정하였다.

한편, 소득불평등의 종단면지표 중 하나인 세대 간 소득이동성은 한 세대와 다음세대간의 소득분포상의 위치 변화를 의미하며 세대 간 소득이동성이 낮을 경우 한 세대 내 존재하는 빈곤이 세대를 거쳐 대물림되고 소득 분포 내 위치가 고착화된다는 것을 의미한다.

세대 간 소득이동성 추정 시 부모와 자녀의 영구적인 요소로 설명되는 항상 소득을 사용해야 하나 실증 분석 시 사용되는 자료는 단 년도 소득으로 항상 소득과 같지 않아 측정오차와 비 무작위 탈락 문제를 가져 편의를 가지게 된다. Solon(1992)의 연구에서는 도구변수추정방법(Instrumental Variable Correction)을 통해 Becker&Tomes(1986)연구의 세대 간 장기 소득탄력성의 편의를 보정하였으며 O'Neill et al.(2007)에서는 측정오차가 이동성뿐만 아니라 분포 전반에 걸쳐 이동성 패턴에 영향을 미치게 됨을 보였다. 또한 여러 국가에서 30-40년 간 세대 간 소득이동성 추정과 빈곤세습 및 불평등 주제가 연구되어왔다.

미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)자료가 한 세대가 이전되는 만큼의 기간과 충분한 크기의 표본을 확보하고 있으나 국내 패널

자료는 이와 달리 축적된 기간이 짧으며 부모-자녀 조합의 자료가 많지 않다. 그럼에도 불구하고 최초로 세대 간 소득탄력성을 추정한 김민성·김봉근·하태욱(2009)연구에서는 도구변수와 부모세대의 5년간 평균소득을 통해 측정오차를 가진 자료를 보정하였으며 미국보다 상대적으로 높은 세대 간 소득이동성 추정치를 제시하였다. 김희삼(2009)에서는 분가한 경우를 자녀세대로 구성하고 부자간, 부녀간 및 부모 자녀간의 세대 간 소득탄력성을 부모세대의 10개년 평균 임금 및 소득과 자산 자료를 통해 측정오차를 줄였다. 이에 따른 추정치는 김민성(2009)의 연구와 마찬가지로 영미권에 비해 상당히 높은 세대 간 이동성을 보였다. 이와 같이 두 연구에서는 분가 자녀를 자녀세대로 구성하고 소득 자료를 부모세대의 평균 소득을 사용하여 측정오차를 줄였다.

또 최지은·홍기석(2011)연구에서는 아버지와 아들 조합을 구성하고 도구변수 보정방법을 통해 소득탄력성을 추정하였다. 최근 연구인 김봉근·석재은·현은주(2012)에서는 김민성·김봉근·하태욱(2009)연구의 추정결과가 단기간 축적된 패널자료 사용으로 인한 문제를 가진다고 보고 상대적으로 장기간 축적된 자료를 통해 정확도를 높였다. 또한 소득이동성의 추세가 낮아짐을 확인하고 선행연구와 유사한 0.3근방의 추정치를 제시하였다.

한편 양정승(2012)연구에서는 선행 연구의 자녀세대 구성 시 동거 가구제외에 따른 대표성 문제를 지적하며 동거 그룹과 비 동거 그룹 간 아버지들의 특성 차이가 존재할 경우 세대 간 소득이동성 내 하향편의를 심화 시킬 수 있다고 보았다. 따라서 선행연구와 달리 동거 및 비 동거 아들 모두를 자녀세대로 구성하여 선행 연구의 낮은 추정치를 보다 높일 수 있었다. 그러나 여전히 표본 선택 문제가 존재한다고 보고 이를 보완하기 위해 종속변수와 도구변수를 포함하고 있는 KLIPS와 설명변수와

도구변수를 위한 도시가계조사의 두 자료를 통해 TSIV추정을 하고 더 나아가 세 개의 표본을 연결한 도구변수 추정방법(3SIV)의 추정치를 제시하였다.

본 연구에서는 한국의 부모 세대 내 소득불평등도의 구조를 추정하고 소득불평등도의 구조를 구성하는 각 요소의 의미를 밝히는 것에 초점을 두고자 한다. 또 이를 통해 보다 참값에 가까운 세대 간 소득이동성을 얻어 두 지표를 연계한다. 이에 관한 이론적 선행 연구인 Loury(1981)에서 Overlapping Generation model을 통해 부모세대의 소득분포 및 불평등과 세대 간 소득이동성을 모형화 하였다. 이 모델에서 부모의 효용은 자녀의 기대효용에 관한 함수이며 자녀의 소득은 자녀의 능력 및 교육에 의해 결정된다. 또한 자녀의 교육은 부모소득과 관련되어 부모소득이 높을수록 자녀 교육에 비용을 더 지출하게 된다. 자녀의 소득에 따라 자녀의 효용이 증가하고 자녀의 효용은 다시 부모의 효용에 영향을 미치게 되므로 부모는 본인의 효용을 증가시키기 위해 부모소득을 자녀교육에 투자 할 수밖에 없다. 따라서 자녀의 교육 분배는 부모세대의 소득 분포상의 위치에 의존하게 된다. 이 모델은 부모 세대 내 소득불평등과 세대 간 이동성을 분리하며 각각 세대 간 소득이동성은 부모세대에서 자녀세대로의 이전 확률의 성격으로 세대 내 소득 불평등 문제는 소득분포의 평등에 관한 성격으로 해석한다.

그러나 Goldberger(1989)의 연구에서 Becker&Tomes(1986)의 모형을 발전시켜 부모세대의 임금과 부모세대의 자녀세대에 대한 인적투자 그리고 자녀세대의 임금을 연계한 모형을 통해 부모 세대의 소득불평등(세대 내 소득 불평등)과 세대를 거친 소득 불평등(세대 간 소득이동성)을 연결한 접근을 제시하였다. 본 연구에서는 이 이론적 접근방법을 토대로 부모세대의 소득 불평등도의 구조 유도 및 이를 구성하는 요소를 파악하

여 부모 세대 내 소득 불평등을 살펴보고 세대 간 소득이동성과 연계하고자 한다.

이어지는 장에서는 소득불평등도의 구조 유도 및 세대 간 소득탄력성 추정방정식을 설명하고 제 3장에서는 자료와 실증분석결과를 제시한다. 마지막 장은 결론으로 구성되어있다.

제 2 장 소득불평등도의 구조 유도

제 1 절 세대 간 소득탄력성 추정방정식

소득 불평등도의 구조 유도는 세대 간 소득 탄력성 추정 방정식으로부터 도출된다. Solon(1992), 김민성·김봉근·하태욱(2009)등의 로그 선형 회귀분석을 사용한 세대 간 소득 탄력성 추정방정식은 다음과 같다 .

$$y_{1i}^p = \lambda y_{2i}^p + \theta' z_i + \epsilon_i \quad (1)$$

식 (1)에서 y_{1i}^p 는 가구 i 의 자녀 세대의 로그 변환 항상 소득을 y_{2i}^p 는 가구 i 의 부모 세대의 로그변환 항상 소득을 의미하고 λ 는 부모세대의 로그변환 항상 소득에 대한 자식 세대의 세대 간 항상 소득탄력성이다. z_i 는 부모의 연령, 자녀의 연령, 연령의 제곱 변수를 포함하며 ϵ_i 는 확률 오차이다. 세대 간 소득탄력성 λ 의 값이 0으로 접근하면 세대 간 소득이동성이 높아 부모세대와 자식 세대 간의 소득상관이 낮아짐을 의미한다.

식 (1)의 세대 간 소득탄력성 추정을 위해 항상 소득 자료를 사용해

야하나 본 연구에서 한국 노동 패널(Korea Labor&Income Panel Study, 이하 KLIPS라 한다.)의 개인 및 가구 별 단 년도 소득 자료를 사용한다. 따라서 단 년도 소득은 항상 소득에 비해 측정오차를 가질 수 있으므로 식 (1)의 세대 간 소득탄력성 추정을 위해서는 부모와 자녀세대의 단 년도소득을 식(2)와같이 항상 소득($X'_{si}\beta, y^p_{si}$) 과 측정오차(ν_{si}, y^t_{si})로 분리하여야 한다. 초기조건에 의해 회귀되는 소득을 항상 소득으로, 단 년도 소득에서 항상 소득을 뺀 소득을 임시소득으로 정의하며 임시소득을 측정오차로 처리한다. 본 연구에서의 초기조건은 윤정열·홍기석(2012)의 연구에서 정의한 초기조건 즉 근로시장 진입 전 조건인 가구주의 연령, 성별, 학력을 비롯하여 직종 및 종사상 지위를 포함한다. 직종과 종사상 지위는 노동시장 진입 후의 영구적인 요소로 볼 수 있기 때문이다. 초기 조건은 개인의 조건으로써 임시 소득에 영향을 미치는 거시 충격이나 근로 기간 및 근속년수와 같은 변수와 구별된다. 따라서 항상 소득과 임시 소득(측정오차)이 분리되므로 측정오차는 항상 소득과 독립적이고 무작위인 고전적 측정오차모형을 따르게 된다.

$$y_{si} = X'_{si}\beta + \nu_{si} = y^p_{si} + y^t_{si}, \quad s=1,2 \quad (2)$$

식(2)에서와 같이 부모와 자녀의 단 년도소득($y_{si,t}$)은 항상 소득(y^p_{si})과 임시소득(y^t_{si})을 합친 것이며 이는 초기조건인 연령, 성별, 학력, 직종, 종사상 지위(X'_{si})에 대해 회귀한 식으로도 표현가능하다. 본 연구에서의 측정오차모형이 고전적 측정오차 갖게 되므로 측정오차를 가진 단 년도 소득의 평균값은 참 변수인 항상 소득의 평균값과 같고 단 년도 소득의 분산이 항상 소득의 분산보다 항상 크게 된다.

제 2 절 하향편의와 소득 불평등도의 구조

설명변수(부모세대의 단 년도 소득)와 종속변수(자녀세대의 단 년도 소득) 모두 고전적 측정오차가 있으므로 식(1)을 단 년도 소득(y_{1i}, y_{2i})으로 추정하게 되면 세대 간 소득탄력성($\hat{\lambda}_{ls}$)은 0으로의 하향편의(downward bias)를 가진다.

$$\hat{\lambda}_{ls} = \lambda \frac{var(y_{2i}^p)}{var(y_{2i}^p) + var(y_{2i}^t)} \quad (3)$$

식(3)의 추정된 세대 간 소득탄력성($\hat{\lambda}_{ls}$)은 참값(λ)과 하향편의($\frac{var(y_{2i}^p)}{var(y_{2i}^p) + var(y_{2i}^t)}$)로 구성된다. 하향편의가 부모세대의 단 년도소득의 분산 중에서 부모세대의 항상 소득의 분산이 차지하는 비중으로 구성되어 있어 이를 보정하기 위해 Reliability Ratio를 사용한다. Reliability Ratio는 정보의 신뢰 크기를 의미한다. 일반적으로 오차를 가진 변수 모형(Errors in Variables Models)에서 설명변수(y_{2i})가 측정 오차(임시소득)를 가질 경우 계수 추정치의 하향편의(downward bias)

$\frac{var(y_{2i}^p)}{var(y_{2i}^p) + var(y_{2i}^t)}$ 가 된다.

$$var(y_{2i}) = var(y_{2i}^p) + var(y_{2i}^t) \quad (4)$$

한편, 항상 소득과 임시소득이 무상관관계이기 때문에 식 (4)와 같이

부모세대의 단 년도 소득분산은 항상 소득의 분산과 임시소득의 분산으로 분해된다. 단 년도 소득 분산은 소득 불평등을 보여주는 횡단면 지표이며 항상 소득의 분산이나 임시소득의 분산의 변화에 따라 단 년도 소득의 분산 역시 변동한다. 즉 소득 불평등이 악화되거나 완화된다. 만약 단 년도의 소득분산($var(y_{2i})$)이 항상 소득의 분산($var(y_{2i}^p)$)과 거의 유사하다면 이는 소득 불평등을 연령, 성별, 학력, 직종, 종사상 지위와 같은 초기조건이 대부분 설명하는 것이며 Reliability Ratio는 $\frac{var(y_{2i}^p)}{var(y_{2i})}$ 과 같은 형태로 1에 가깝다. 반대로 항상 소득의 분산이 0에 가까운 경우 단 년도 소득의 분산이 임시소득의 분산과 거의 같아 Reliability Ratio는 0에 가깝다.

세대 간 소득 탄력성 추정방정식으로부터 항상 소득의 분산과 단 년도 소득의 분산으로 구성된 Reliability Ratio를 유도하고 소득의 분산이 소득 불평등을 의미하므로 Reliability Ratio를 부모세대의 소득 불평등도의 구조라 정의 할 수 있다. 그리고 항상 소득의 분산의 증가가 임시소득의 분산의 증가보다 크다면 소득불평등도의 구조는 커지게 되고 반대의 경우라면 소득불평등도의 구조는 작아지게 되므로 구성하고 있는 소득의 분산 변화와 크기 및 방향에 따라 변하는 것을 소득 불평등도의 구조의 민감도라 볼 수 있다.

식(4) 와 같이 설명변수에 해당하는 부모세대(y_{2i})의 단 년도 소득 분산을 분해하고 항상 소득의 분산에서 단 년도 소득분산을 나누어 소득불평등도의 구조를 추정하면 부모 세대 내 소득불평등 뿐만 아니라 편의를 가진 단 년도 세대 간 소득탄력성($\hat{\lambda}_{ls}$)이 소득불평등도의 구조와 참값(λ)의 곱이므로 단 년도 세대 간 소득탄력성에서 소득불평등도의 구조를

나누어 편이가 보정된 세대 간 소득탄력성(λ)을 구할 수 있다.

제 3 장 실증분석

제 1 절 자료

본 연구에서는 KLIPS 자료를 통해 논의된 바와 같이 분석하고자 한다. KLIPS 자료는 1998년부터 2009년까지 조사되어 1-12차 자료를 확보하고 있다. 개인과 가구의 기본적인 인적사항을 바탕으로 구체적인 경제활동에 대한 항목을 포함하고 있으며 횡단면뿐만 아니라 시계열 정보를 담은 축적된 자료를 사용할 수 있다. 본 연구의 대상이 되는 부모세대와 자식세대를 만 20세 이상 각 가구의 가구주로 정의하고 이 가구주가 임금근로자인 경우 월 평균 임금소득을, 비 임금근로자인 경우 월 평균 소득을 소득으로 구성한다. 양정승(2012)의 연구에서는 기존의 연구에서 동거가구 제외에 따른 대표성 문제로 인해 낮은 추정치가 발생한다고 지적하고 표본 이탈 문제를 수정하여 보다 높은 세대 간 소득 탄력성을 추정하였다. 이에 따라 본 연구에서는 1998년, 1999년, 2000년의 가구주를 부모 세대로 이 때 가구주의 자녀가 2009년에서 가구주가 되었을 때 부모와 동거, 분가한 경우 모두를 포함하여 자녀 세대로 구성하여 조합한다. 그러나 본 연구에서는 양정승(2012)의 연구에서 부모 자녀 세대조합을 아버지와 아들로 한정된 바와 달리 여성 가구주를 제외하지 않았다. 이는 항상 소득 추정 시 성별 더미 변수를 포함하기 때문이다. 부모-자녀세대의 자료는 3개년 각 년도의 부모자료를 2009년도의 자녀 자료와 결합한 것으로 매 년 자료를 이루는 가구는 달라진다. 필요한 자료인 월

평균 임금 소득과 월 평균소득을 비롯한 교육 및 연령과 성별에 무응답을 한 경우 및 이상치(outlier)를 자료에서 제외하였다. 이러한 조건에 만족한 자료는 각각 239, 373, 308가구이다.

본 연구의 기술통계량은 다음 [표 1]과 같다.

[표 1] 기술통계량, 자료: KLIPS

변수	표본수	평균	표준편차	최소값	최대값
부모세대의 1998년 로그변환임금소득	239	5.02	.622	3.34	6.59
부모세대의 1999년 로그변환임금소득	373	4.93	.631	3.33	6.55
부모세대의 2000년 로그변환임금소득	308	4.96	.619	3.31	6.53
자녀세대의 2009년 로그변환임금소득	308	5.35	.410	4.12	6.34
부모세대 3개년평균로그변환임금소득	219	5.01	.600	2.65	6.56
부모세대의 1998년 로그변환항상소득	239	5.02	.459	3.86	5.94
부모세대의 1999년 로그변환항상소득	373	4.93	.359	3.32	5.83
부모세대의 2000년 로그변환항상소득	308	4.96	.369	3.80	6.07
부모세대의 2000년 연령	308	53.93	6.17	32	74
자식세대의 2009년 연령	308	33.28	4.85	24	55

위 표의 변수들은 2010년 물가수준을 100으로 한 실질 변수이다. 단년도 부모세대의 로그변환임금소득과 3개년 평균로그변환 임금소득, 부모세대의 로그변환 항상 소득과 자녀 세대의 로그변환임금소득을 비롯한 부모, 자녀세대의 연령에 대한 정보이다. 고전적 측정오차 모형이므로 부

모세대의 단 년도의 임금소득과 항상 소득의 평균은 같고 단 년도의 임금소득의 분산이 더 크다.

부모세대의 단 년도 및 3개년 평균 로그 변환 임금소득, 항상 소득은 2009년 자녀세대의 자료에 비해 평균은 낮고 분산은 크며 특히 1999년도 부모세대의 로그변환 임금소득의 표준편차는 자녀세대의 표준편차에 비해 약 1.5배 정도 더 크다. 부모와 자녀세대의 소득 분산이 같을 경우 세대 간 소득탄력성과 소득상관계수가 같으나 본 연구에서 두 세대의 분산의 차이가 발생함에 따라 소득상관계수와 소득탄력성은 다르다. 세대 간 소득탄력성은 세대 간 소득상관계수에 자녀소득의 표준편차에서 부모소득의 표준편차를 나눈 값을 곱한 것으로 부모세대의 표준편차가 자녀세대의 표준편차보다 클수록 세대 간 소득상관계수와 소득탄력성의 차이가 커진다. 그 결과 추정된 소득상관계수가 소득탄력성에 비해 크며 이는 두 세대 간의 소득의 관련성이 높지만 소득탄력성이 소득상관계수보다 작다는 것은 부모세대의 소득수준이 자녀세대의 소득수준을 결정짓는 크기가 관련성크기와 같지 않다는 것을 의미한다. 2000년의 부모세대와 이와 결합된 자식세대의 연령 변수를 비교하면 자녀세대의 연령 평균이 약 33로 부모세대의 평균과 20세 차이나며 분산 역시 작다.

제 2 절 실증분석결과

1. 소득불평등도의 구조

앞서 모형의 식(3)에서 설명한 소득 불평등도의 구조를 추정하기 위해 앞서 1998년부터 2000년의 부모 세대의 단 년도 소득 및 3개년 부모세대 평균소득 그리고 전체 가구주에 대한 패널 소득 자료를 초기조건인 연령, 성별, 학력, 직종, 종사상 지위에 대해 회귀하여 항상 소득을 추정하고자 한다. 3개년 부모 평균소득에 대한 소득불평등도의 구조 추정은 단 년도 소득 추정보다 추정오차가 축소된 소득에 대해 항상 소득을 추정하여 편의를 보다 축소할 수 있으며 전체 가구주로 확대한 패널 소득 자료는 12년 간 개인의 특성을 통제하고 많은 표본을 확보할 수 있게 된다. 항상 소득 추정을 위한 식(2)의 $X_{2i}'\beta$ 을 자세히 살펴보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_{2i} = X_{2i}'\beta + v_{2i} = & \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 age^3 + \beta_4 age^4 \\ & + \beta_5 male + \beta_6 no + \beta_7 elm + \beta_8 mid + \beta_9 high \\ & + \beta_{10} uni + \beta_{11} cl + \beta_{12} mas + \beta_{13} office \\ & + \beta_{14} labor + \beta_{15} service + \beta_{16} skill \\ & + \beta_{17} d1 + \beta_{18} d2 + v_{2i} \end{aligned} \quad (5)$$

식(5)의 age, age^2, age^3, age^4 은 연령, 연령제곱, 연령세제곱, 연령네제곱을 $male$ 는 성별 더미 변수를 의미한다. $no, elm, mid, high, uni, cl, mas$ 는 학력 더미변수로 각각 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 대학교, 전

문대학교, 석사를 의미한다. 학력 더미 변수는 석사를 기준으로 하며 석사가 아닌 다른 학력을 기준으로 하더라도 항상 소득은 동일하다. *office, labor, service, skill*은 군인을 기준으로 한 사무직, 단순노무자, 서비스직, 기술직의 직종더미변수, *d1, d2*는 자영업 혹은 가족종사자를 기준으로 한 임시·일용직, 상용직의 종사지위 더미 변수이다. 이를 통해 예측된(predicted) 소득을 항상 소득으로 하며 거시변수나 노동시장 진입 이후의 변화하는 개인 조건(근속년수, 근로시간)과 무관하다고 가정한다. 항상 소득의 분산을 단 년도 소득의 분산으로 나누면 소득불평등도의 구조의 값을 찾을 수 있으며 값은 [표 2]와 같다.

[표 2] 소득불평등도의 구조 비교

	소득불평등도의 구조
조합1998년	.544
조합1999년	.324
조합2000년	.357
평균 3개년	.419
12개년 패널	.445

[표 2]의 부모 자녀 조합의 1998년부터 2000년까지의 소득불평등도의 구조는 일정하게 추세를 갖고 있지 않다. 1998년과 나머지 2개년의 값 차이가 크게 나는데 1998년의 소득 자료는 1997년 외환위기 영향 및 종사상지위에 대한 응답 문제를 갖는다. 1998년 자료의 종사상 지위에 대한 응답대상이 오직 상용직, 임시직, 일용직 근로자만으로 구성되어 소득 자료에서 자영업 및 가족종사자에 대한 소득을 제외하므로 표본선정문제(Selection Bias)가 생긴다. 이를 고려하여 종사상 지위 변수를 제외한

나머지 변수에 대해 자영업자 및 임금근로자의 소득을 회귀하여 추정하게 되면 0.41로 여전히 1999년, 2000년과 큰 차이를 가진다. 부모자녀조합의 평균 3개년 소득 자료를 혹은 전체 가구주에 대한 패널 자료는 이러한 단 년도 소득 사용으로 인해 발생하는 문제를 보완하여 단 년도 소득의 소득 불평등도의 구조보다 큰 0.419, 0.445의 값을 가진다. 한편 [표 2]에서는 소득불평등도의 구조의 민감도가 어떤 소득의 분산의 변화에 의한 것인지에 대한 정보를 담고 있지 않다. 이는 다음 장에서 설명하고자 한다.

[표 3] 소득불평등도의 구조 Decomposition

	1998년	1999년	2000년	평균3개년	12개년패널
임시소득분산	.177	.169	.147	.262	.224
항상소득분산	.210	.129	.137	.190	.181
소득분산	.387	.398	.384	.452	.405

[표 3]의 1998년을 제외한 나머지 자료에서 임시소득의 분산은 항상 소득의 분산보다 항상 크다. 특히 3개년 및 패널 자료에서 확연한 차이가 나타나 소득분산 중 초기조건을 제외한 나머지 변수의 소득분산이 크다는 것을 알 수 있다. 패널자료의 경우 12개년 간 나타나는 개인의 특성을 통제하여 보다 거시 변수와 관련한 임시소득의 분산을 추정하게 되므로 이때의 임시소득의 분산이 큰 것은 12개년 간의 거시변수의 변동에 따라 개인 간 소득 격차가 영향을 많이 받게 됨을 의미한다.

2. 소득불평등도의 구조의 민감도 분석 및 거시변수

추세 비교

소득불평등도의 구조의 민감도를 설명하기 위해 항상 소득의 분산과 임시소득의 분산의 변화를 살펴보아야한다. 실증 분석 시 사용되는 자료는 모두 일치 하지 않고 개인의 학력 및 연령에 의한 항상 소득이 매년 변화하게 되므로 항상 소득의 분산과 임시 소득의 분산 모두 변화하게 된다. 따라서 항상 소득의 분산과 임시 소득의 분산의 변화 방향과 크기에 따라 소득불평등도의 구조의 민감도는 달라질 수 있다.

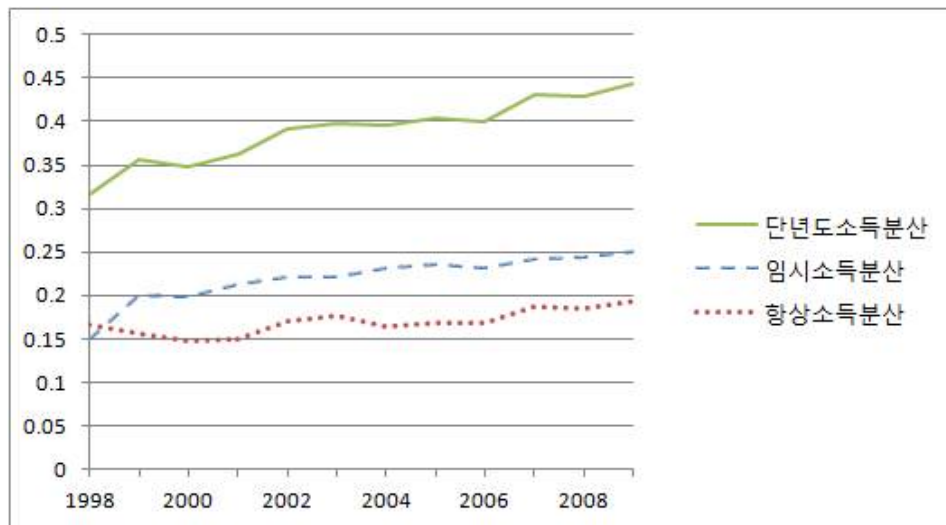
앞서 말한 바와 같이 1998년부터 2009년 사이 12년간의 임시소득의 분산 변화가 노동시장 진입 후의 개인 조건(근로시간, 근속년수 등)에 관련한 개인 간 소득 격차 그 자체를 의미하지 않는다. 임시소득은 개인에 관한 변수뿐만 아니라 거시 변수와도 관련하기 때문이다. 따라서 소득불평등도의 구조의 변화, 소득의 분산의 변화, 거시변수의 추세 비교를 통해 변수들 간의 상관관계를 보고자 한다.

[표 4] 소득불평등도의 구조, 소득의 분산 변화 및
거시변수 추세 비교

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
임시소득분산	.151	.201	.199	.213	.222	.223	.232	.236	.231	.243	.244	.251
항상 소득분산	.166	.155	.148	.150	.170	.176	.164	.168	.169	.188	.186	.193
단년도 소득 분산	.317	.356	.347	.363	.392	.399	.396	.404	.400	.431	.430	.444

소득불평등도의 구조	.523	.436	.426	.413	.434	.442	.415	.416	.421	.436	.434	.434
경제성장률	-5.7	10.7	8.8	4.0	7.2	2.8	4.6	4.0	5.2	5.1	2.3	0.3
실업률	7.0	6.6	4.4	4.0	3.3	3.6	3.7	3.7	3.5	3.2	3.2	3.6

[그림 1] 소득 분산의 추세



[표 4]의 첫 번째 열부터 세 번째 열은 12개년 각각의 소득 분산을 의미하며 이 변수들의 변화를 통해 소득불평등도의 구조의 민감도를 알 수 있다. [그림1]과 같이 임시소득의 분산 및 항상 소득의 분산 모두 12개년 간 지속적으로 증가하였으며 단 년도 소득 분산 역시 증가하고 임시소득의 분산의 추세와 유사하였다. 추세가 유사하고 임시소득의 분산이 단 년도 소득의 분산 내 차지하는 비중 역시 크다는 점에서 소득불평등도의 구조의 민감도는 임시소득의 분산에 의해 더 영향을 받는다고 볼 수 있다.

[표 5] 변수 간 상관관계수 비교

	상관계수
임시 소득 분산-소득불평등도의 구조	-0.737
임시소득 분산-경제성장률	0.266
임시소득 분산-실업률	-0.860
소득불평등도의 구조-경제성장률	-0.691
소득불평등도의 구조-실업률	0.674
실업률-경제성장률	-0.178

임시소득의 분산과 단 년도 소득의 분산의 관계와 달리 임시소득의 분산과 소득불평등도의 구조의 관계는 -0.737의 음의 상관관계를 가져 이 역시 이론모형과 일치하였다. 한편 임시소득의 분산과 거시변수와의 상관관계에서 경제성장률과 0.266의 정의 상관관계를 실업률과는 -0.860의 음의 상관관계를 가졌다. 특히 실업률과 임시소득의 분산의 상관관계는 경제변수 중 실업률이 임시소득의 분산에 보다 직접적인 영향을 미치는 양의 상관관계를 가질 것으로 예상한 바와 다른 결과를 보였다. 즉 실업률이 감소하더라도 임시소득의 분산이 증가하는 오히려 소득불평등이 커진 것이다.

3. 소득불평등도의 구조와 세대 간 소득탄력성 추정

[표 6]에서는 단 년도 소득 자료를 통해 추정한 세대 간 소득탄력성과 [표 2]의 패널 자료의 소득불평등도의 구조(0.445)를 Reliability ratio로 한 보정된 추정치를 제시하고 있다. 패널 자료로 추정한 소득불평등도의 구조를 Reliability ratio한 것은 전체가구를 대상으로 하여 부모세대-자녀세대의 조합으로 인한 표본 선택 문제의 가능성을 배제할 수 있

고 12년간 개인의 특성을 통제할 수 있기 때문이다. 보정된 각 년도의 추정치와 단 년도 세대 간 소득 탄력성은 모두 유의하며 보정된 추정치들은 0.35근방의 수치로 단 년도 세대 간 소득탄력성 보다 크다. 특히 1998년도의 경우 보정치의 값이 0.376으로 가장 큰 값을 가지며 이는 부모세대의 소득이 평균에 비해 10% 높으면 자녀세대의 소득이 3.7% 높다는 것을 의미한다. 소득불평등도의 구조를 통한 3개년 각각의 보정치는 기존의 연구에서 추정한 세대 간 소득탄력성(0.3 근방)과 유사한 값을 갖는다.

[표 6] 소득불평등도의 구조를 통한 보정치, 단 년도 소득탄력성 비교

변수	소득불평등도의 구조를 통한 보정치			단 년도 소득 탄력성		
	1998년도	1999년도	2000년도	1998년도	1999년도	2000년도
로그변환 부모소득	0.376*** (0.108)	0.318*** (0.0844)	0.346*** (0.0908)	0.144*** (0.0432)	0.123*** (0.0337)	0.137*** (0.0372)
부모세대연령	-0.0984* (0.0551)	0.00113 (0.0444)	-0.0292 (0.0455)	-0.0462 (0.0524)	0.0350 (0.0436)	-0.0201 (0.0470)
부모세대 연령제곱	0.000896* (0.000506)	2.90e-05 (0.000405)	0.000315 (0.000418)	0.000416 (0.000480)	-0.000313 (0.000393)	0.000194 (0.000431)
자녀세대연령	0.210*** (0.0561)	0.155*** (0.0445)	0.179*** (0.0409)	0.192*** (0.0578)	0.164*** (0.0457)	0.171*** (0.0423)
자녀세대 연령제곱	-0.00258*** (0.000763)	-0.00195*** (0.000628)	-0.00218*** (0.000573)	-0.00244*** (0.000792)	-0.00212*** (0.000643)	-0.00212*** (0.000593)
상수항	2.081 (1.346)	0.691 (1.160)	0.817 (1.258)	2.310* (1.397)	0.716 (1.195)	1.891 (1.225)
표본수	239	373	308	239	373	308
R ²	0.169	0.153	0.187	0.100	0.101	0.127

참조: 추정치아래의 괄호안의 값은 표준편차를 의미하며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 기준으로 통계적으로 유의함을 나타낸다.

제 4 장 결론

본 연구에서는 세대 내 소득 불평등의 구조를 통해 세대 간 소득 이동성을 추정함으로써 두 개념을 연계하였다. 이는 세대 간 소득 탄력성 추정 식에서 세대 내 소득 불평등의 구조를 유도할 수 있었기 때문이다. 더 나아가 소득불평등도의 구조를 구성하고 있는 요소들의 변화를 통해 소득불평등도의 구조의 민감도를 살펴보았다. 단 년도 소득과 부모 3개년 평균소득 그리고 패널 자료를 통해 추정한 소득 불평등도의 구조를 비교하면 부모 3개년 평균소득과 12개년 패널자료로 추정한 소득 불평등도의 구조가 98년의 단 년도 소득 사용으로 인한 문제를 보완하여 0.4근방의 값을 가졌다. 한편 12년간 소득불평등도의 구조의 민감도가 임시소득의 분산과 항상 소득의 분산의 변화 중에서도 임시소득의 분산의 변화에 특히 더 많은 영향을 받았으며 임시소득의 분산과 소득불평등도의 구조간의 음의 상관관계를 가졌다. 또 임시 소득의 분산과 소득불평등도의 구조 및 거시변수의 변화를 비교하여 임시 소득의 분산과 실업률 간의 음의 상관관계, 경제성장률과의 양의 상관관계를 확인하여 예상과 다른 결과를 가졌다. 소득 불평등도의 구조를 통해 보정된 세대 간 소득탄력성 추정치는 0.35근방으로 기존의 세대 간 소득탄력성의 추정치와 유사한 값으로 단 년도 세대 간 소득탄력성에 비해 큰 값을 가져 부모 자녀간의 낮은 세대 간 소득이동성을 확인할 수 있었다.

참 고 문 헌

김민성·김봉근·하태욱(2009).

한국의 세대 간 소득탄력성, 국제경제연구, 15(2) ,87-102

김봉근·석재은·현은주(2012).

한국의 세대 간 소득탄력성과 추세, 노동경제논집, 35(2), 25-41

김희삼(2009).

한국의 세대 간 경제적 이동성 분석, 한국개발연구원

최지은·홍기석(2011).

우리나라의 세대 간 소득이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로,
사회보장연구, 27(3), 143-163

양정승(2012).

한국의 세대 간 소득이동성 추정, 노동경제논집, 35(2), 79-115

윤정열·홍기석(2012).

우리나라의 세대 내 소득이동성에 관한 실증분석, 노동경제논집,
35(2), 43-77

Becker, G. and Tomes, N.(1979).

An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and
Intergenerational Mobility, *Journal of Political Economy*, 87,
1153-1189

_____(1986).

Human Capital and the Rise and Fall of Families, *Journal
of Labor Economics*, 4, S1-S39

Behrman, R., Gaviria, A.,and Székely, M.(2001).

Intergenerational mobility in Latin America, *Economia*, 2(1)

- Bourguignon, F., Ferreira, Francisco H. G., and Menéndez, M.(2007).
 Inequality of Oportunity in Brazil,
Review of Income and Wealth, 53(4)
- Checchi, D., Peragine, V.,and Serlenga, L. (2010).
 Fair and unfair income inequalities in Europe,
Institute for the Study of Labor(IZA), Discussion paper 5025
- Fields, G. S. and Yoo, G.(2000).
 Falling Labor Income Inequality In Korea's Economic Growth:
 Patterns and Underlying Causes,
Review of Income and Wealth, 46(2)
- Goldberger, A. S. (1989).
 Economic and Mechanical Models of Intergenerational
 Transmission,
 The American Economic Review, 79(3), 504–513
- Loury, G. C. (1981).
 Intergenerational Transfers and the distribution of Earnings,
Econometrica, 49(4) 843–867
- Kim, B(2002).
 The role of Urban /Non-urban cost-of-living Difference
 in Measured Intergenerational Earning Mobility,
Economics Letters, 77(1), 9–14
- O'Neill, D., Sweetman, O.,and Van de gaer, D. (2007).
 The effects of measurement error and Omitted variables when
 using transition matrices to measure intergenerational
 mobility, *Journal of Economic Inequality*, 5(2), 159–178

Shorrocks, A. (1978).

Income Inequality and Income Mobility,
Journal of Economic Theory, 19, 376–393

Solon, G.(1992).

Intergenerational Income Mobility in the United States,
The American Economic Review, 82(3), 398–408

Abstract

The connection between inter- generational income mobility and intragenerational income inequality structure in Korea

Hyun, Eunju

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

In this study, I show the connection between the income inequality and the intergenerational income mobility, by correcting the measurement error which occurs when estimating the intergenerational income mobility with the estimation of the parents' generation income inequality structure. The income inequality structure is estimated by dividing the variance of the permanent income, which is derived by regressing the one-year-income on the permanent factors of the pa-

rents' generation, by the variance of the one-year income.

The income inequality structure estimation with three-year-average-income and twelve-year-income panel data is around 0.4. Also, I could verify that there is low level of intergenerational income mobility, by estimating intergenerational income elasticity, corrected with the income inequality structure for the twelve-year panel data, as around 0.35, which is similar to the result of what the previous research shows.

keywords : intragenerational income inequality structure,
permanent income, intergenerational income mobility

Student Number : 2011-20200